Modelos Probabilistas Aplicados

Johanna Bolaños Zúñiga

Matricula: 1883900

Tarea 12

1. Poblemas a resolver

En el presente trabajo se realizaron las soluciones de diversos problemas del libro de Grinstead [2] sobre las funciones generadoras de momentos de una variable aleatoria (v.a), así como el valor esperado y varianza. Para el cálculo de estos valores se utilizaron las ecuaciones 1, 2, 3, donde X es una v.a con distribución de probabilidad f(x):

Función generadora de momentos sí X es continua,

$$g(t) = E(e^{xt}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{xt} f(x) dx.$$
 (1)

Valor esperado si X es continua,

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx. \tag{2}$$

Varianza de X,

$$\sigma^2 = V(X) = E(X^2) - \mu^2 \tag{3}$$

1.1. Problema 1, página 392

Let Z_1, Z_2, \ldots, Z_N describe a branching process in which each parent has j offspring with probability p_j . Find the probability d that the process eventually dies out if:

a)
$$p_0 = 1/2$$
, $p_1 = 1/4$, $p_2 = 1/4$

b)
$$p_0 = 1/3, p_1 = 1/3, p_2 = 1/3$$

c)
$$p_0 = 1/3, p_1 = 0, p_2 = 2/3$$

d)
$$p_j = 1/2^{j+1}$$

e)
$$p_i = (1/3)(2/3)^j$$

f)
$$p_j = \frac{e^{-2}2^j}{j!}$$

De acuerdo con el teorema 10.2, se tiene que sí $m \leq 1$, entonces d = 1 y el proceso acaba con probabilidad 1; sí m > 1, entonces d < 1 y el proceso acaba con probabilidad d. Para el cálculo del valor de m se utiliza las siguientes expresiones:

$$m = p_1 + 2p_2 = 1 - p_0 - p_2 + 2p_2 = 1 - p_0 + p_2$$

 $h(z) = p_0 + p_1 z + p_2 z^2 + \dots$
 $m = h'(1).$

Inciso a)

$$m = \frac{1}{4} + 2\left(\frac{1}{4}\right)$$
$$m = \frac{3}{4}.$$

Como $m \le 1$ y $p_0 > p_2$, entonces d = 1 y el proceso acaba con una probabilidad de 1.

Inciso b)

$$m = \frac{1}{3} + 2\left(\frac{1}{3}\right)$$
$$m = 1.$$

Como $m \leq 1$ y $p_0 = p_2$, entonces d = 1 y el proceso acaba con una probabilidad de 1.

Inciso c)

$$m = 0 + 2\left(\frac{2}{3}\right)$$
$$m = \frac{4}{3}.$$

Como m > 1 y $p_0 < p_2$, entonces d < 1 y el proceso acaba con una probabilidad de d. Para el cálculo del valor de d, se utliza la ecuación 4:

$$d = \frac{p_0}{p_2}$$

$$d = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{2}{3}}$$

$$d = \frac{1}{2}$$
(4)

Inciso d)

$$h(z) = \frac{1}{2^{0+1}} + \frac{1}{2^{1+1}}z + \frac{1}{2^{2+1}}z^2 + \dots$$

$$= \frac{1}{2^1} + \frac{1}{2^2}z + \frac{1}{2^3}z^2 + \dots$$

$$= \frac{1}{2}\left(1 + \frac{1}{2^1}z + \frac{1}{2^2}z^2 + \dots\right)$$

$$= \frac{1}{2}\left(\frac{1}{1 - \frac{1}{2}z}\right)$$

$$= \frac{1}{2 - z}$$

$$h'(z) = -\frac{\frac{d}{dz}(2 - z)}{(2 - z)^2}$$

$$= -\frac{0 - 1}{(2 - z)^2}$$

$$= \frac{1}{(2 - z)^2}$$

$$m = h'(1) = \frac{1}{(2 - 1)^2}$$

$$= 1$$

Como $m \leq 1$, entonces d = 1 y el proceso acaba con una probabilidad de 1.

Inciso e)

$$h(z) = \left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^0 + \left(\left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^1\right) z + \left(\left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^2\right) z^2 + \dots$$

$$= \left(\frac{1}{3}\right) + \left(\left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^1\right) z + \left(\left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^2\right) z^2 + \dots$$

$$= \frac{1}{3} \left(1 + \left(\frac{2}{3}\right)^1 z + \left(\frac{2}{3}\right)^2 z^2 + \dots\right)$$

$$= \frac{1}{3} \left(\frac{1}{1 - \frac{2}{3}z}\right)$$

$$= \frac{1}{3 - 2z}$$

$$h'(z) = -\frac{\frac{d}{dz}(2 - z)}{(2 - z)^2}$$

$$= -\frac{\frac{d}{dz}(3 - 2z)}{(3 - 2z)^2}$$

$$= -\frac{0 - 2}{(3 - 2z)^2}$$

$$= \frac{2}{(3 - 2z)^2}$$

$$m = h'(1) = \frac{2}{(3 - 2)^2}$$

$$= 2$$

Como m > 1, entonces d < 1 y el proceso acaba con una probabilidad de d. Para el cálculo del valor de d, se utliza la ecuación 5:

$$z = h(z)$$

$$= \frac{1}{3 - 2z}$$

$$z(3 - 2z) = 1$$

$$2z^{2} - 3z + 1 = 0$$
(5)

Por lo tanto, resolviendo la ecuación cuadrática queda que $z_1 = 1$ y $z_2 = 1/2 = d$.

Inciso f)

Considerando que $d = h(d) = p_0 + p_1 d + p_2 d^2 + \dots$, se utiliza esta expresión para estimar el valor de d númericamente en el programa R, lo cual da como resultado $d \approx 0.2032$. El código empleado se encuentra en el repositorio GitHub [1].

1.2. Problema 3, página 401

In the chain letter problem (see Example 10.14) find your expected profit if:

a)
$$p_0 = 1/2, p_1 = 0, p_2 = 1/2$$

b)
$$p_0 = 1/2, p_1 = 0, p_2 = 1/2$$

Show that if $p_0 > 1/2$, you cannot expect to make a profit.

Solución

En este problema se tiene que el número esperado de cartas que se pueden vender es $m=p_1+2p_2$ y el valor esperado de la ganancia es $E_{\text{(ganancia)}} = 50(m+m^12) - 100$, entonces se tiene que:

Inciso a)

$$m=0+2\left(\frac{1}{2}\right)$$

$$m=1.$$

$$\mathbf{E}_{(\mathrm{ganancia})}=50(1+1^{12})-100$$

$$\mathbf{E}_{(\mathrm{ganancia})}=0.$$

Inciso b)

$$\begin{split} m &= \frac{1}{2} + 2\left(\frac{1}{3}\right) \\ m &= \frac{7}{6}. \\ \mathrm{E}_{(\mathrm{ganancia})} &= 50\left(\frac{7}{6} + \left(\frac{7}{6}\right)^{12}\right) - 100 \\ \mathrm{E}_{(\mathrm{ganancia})} &\approx 276.26. \end{split}$$

Demostración

Se considera que $p_0 + p_1 + p_2 = 1$, entonces se contempla un $p_0 = 0.55$, $p_1 = 0.25$ y $p_2 = 0.2$, y se obtiene lo siguiente:

$$m = 0.25 + 2(0.2)$$

 $m = 0.65$
 $E_{(ganancia)} = 50(0.65 + 0.65^{12}) - 100$
 $E_{(ganancia)} \approx -67.22$.

1.3. Problema 1, página 401

Let X be a continuous random variable with values in [0,2] and density f_X . Find the moment generating function g(t) for X if:

a)
$$f_X(x) = 1/2$$

$$g(t) = \int_0^2 e^{xt} \frac{1}{2} dx \longrightarrow (\text{ecuación 1})$$

$$= \frac{1}{2} \int_0^2 e^{xt} dx$$

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{e^{xt}}{t} \Big|_0^2 \right]$$

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{e^{2t}}{t} - \frac{e^{0t}}{t} \right]$$

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{e^{2t} - 1}{t} \right]$$

$$= \frac{e^{2t} - 1}{2t}.$$
(6)

b) $f_X(x) = (1/2)x$

$$\begin{split} g(t) &= \int_0^2 e^{xt} \frac{1}{2} x \, dx \longrightarrow (\text{ecuación 1}) \\ &= \frac{1}{2} \int_0^2 e^{xt} x \, dx \Longrightarrow UV - \int_0^2 V \, dU, \ U = x, \ dU = dx, \ V = \frac{e^{xt}}{t} \\ &= \frac{1}{2} \left[x \frac{e^{xt}}{t} - \int_0^2 \frac{e^{xt}}{t} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[x \frac{e^{xt}}{t} - \frac{1}{t} \int_0^2 e^{xt} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[x \frac{e^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} \Big|_0^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[2 \frac{e^{2t}}{t} - \frac{e^{2t}}{t^2} - \left(0 \frac{e^{0t}}{t} - \frac{e^{0t}}{t^2} \right) \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{2e^{2t}}{t} - \frac{e^{2t}}{t^2} + \frac{1}{t^2} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{2te^{2t} - e^{2t} + 1}{t^2} \right] \\ &= \frac{e^{2t}(2t - 1) + 1}{2t^2}. \end{split} \tag{8}$$

c) $f_X(x) = 1 - (1/2)x$

$$\begin{split} g(t) &= \int_0^2 e^{xt} \left[1 - \frac{1}{2} x \right] \, dx \longrightarrow (\text{ecuación 1}) \\ &= \int_0^2 e^{xt} - \frac{e^{xt}}{2} x \, dx \\ &= \int_0^2 e^{xt} \, dx - \int_0^2 \frac{e^{xt}}{2} x \, dx \\ &= \int_0^2 e^{xt} \, dx - \frac{1}{2} \int_0^2 e^{xt} x \, dx \\ &= \frac{e^{2t} - 1}{t} - \frac{e^{2t} (2t - 1) + 1}{2t^2} \longrightarrow (\text{ecuación 6 y ecuación 8}) \\ &= \frac{2e^{2t} - 2t - 2e^{2t} + e^{2t} - 1}{2t^2} \\ &= \frac{e^{2t} - 2t - 1}{2t^2}. \end{split}$$

$$\begin{aligned} \text{d)} \ f_X(x) &= |1-x| \\ g(t) &= \int_0^2 e^{xt} (|1-x|) \, dx \longrightarrow \text{(ecuación 1)} \\ &= \int_0^1 e^{xt} (|1-x|) \, dx + \int_1^2 e^{xt} (|x-1|) \, dx \, dx \\ &= \int_0^1 e^{xt} - e^{xt} x \, dx + \int_1^2 e^{xt} x - e^{xt} \, dx \\ &= \left[\int_0^1 e^{xt} - \int_0^1 e^{xt} x \, dx \right] + \left[\int_1^2 e^{xt} x - \int_1^2 e^{xt} \, dx \right] \\ &= \left[\left[\frac{e^{xt}}{t} - \left(\frac{xe^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} \right) \right]_0^1 \right] + \left[\left[\frac{xe^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} - \frac{e^{xt}}{t} \right]_1^2 \right] \longrightarrow \text{(ecuación 6 y ecuación 7)} \\ &= \left[\left[\frac{e^{xt}}{t} - \frac{xe^{xt}}{t} + \frac{e^{xt}}{t^2} \right]_0^1 \right] + \left[\left[\frac{xe^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} - \frac{e^{xt}}{t} \right]_1^2 \right] \\ &= \left[\left[\frac{e^{xt}}{t} - xe^{xt}} + \frac{e^{xt}}{t^2} \right]_0^1 \right] + \left[\left[\frac{xe^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} - \frac{e^{xt}}{t} \right]_1^2 \right] \\ &= \left[\left[\frac{e^{tt}}{t} - 1e^{tt}}{t} + \frac{e^{tt}}{t^2} - \left(\frac{e^{0t}}{t} - 0e^{0t}}{t} + \frac{e^{0t}}{t^2} \right) \right] + \left[\frac{2e^{2t}}{t} - \frac{e^{2t}}{t^2} - \frac{e^{2t}}{t} - \left(\frac{1e^{1t}}{t} - \frac{e^{1t}}{t^2} - \frac{e^{1t}}{t} \right) \right] \\ &= \left[\frac{e^{t}}{t^2} - \frac{1}{t} - \frac{1}{t^2} \right] + \left[\frac{e^{2t}}{t} - \frac{e^{2t}}{t^2} + \frac{e^{t}}{t^2} \right] \\ &= \left[\frac{e^{t} - t - 1}{t^2} \right] + \left[\frac{te^{2t} - e^{2t} + e^{t}}{t^2} \right] \end{aligned}$$

 $=\frac{te^{2t} - e^{2t} + 2e^t - t - 1}{t^2}$

 $=\frac{e^{2t}(t-1)+2e^t-t-1}{t^2}.$

e)
$$f_X(x) = (3/8)x^2$$

$$\begin{split} g(t) &= \int_0^2 e^{xt} \frac{3}{8} x^2 \, dx \longrightarrow (\text{ecuación 1}) \\ &= \int_0^2 \frac{3x^2 e^{xt}}{8} \, dx \\ &= \frac{3}{8} \int_0^2 x^2 e^{xt} \, dx \Longrightarrow UV - \int_0^2 V \, dU, \ U = x^2, \ dU = 2x \, dx, \ V = \frac{e^{xt}}{t} \\ &= \frac{3}{8} \left[x^2 \frac{e^{xt}}{t} - \int_0^2 \frac{e^{xt}}{t} 2x \, dx \right] \\ &= \left[x^2 \frac{e^{xt}}{t} - \frac{2}{t} \int_0^2 e^{xt} x \, dx \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\left[x^2 \frac{e^{xt}}{t} - \frac{2}{t} \left(x \frac{e^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} \right) \right]_0^2 \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\left[x^2 \frac{e^{xt}}{t} - \frac{2}{t} \left(x \frac{e^{xt}}{t} - \frac{e^{xt}}{t^2} \right) \right]_0^2 \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\left[\frac{x^2 e^{xt}}{t} - \frac{2tx e^{xt} + 2e^{xt}}{t^3} \right] \right]_0^2 \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\left[\frac{t^2 x^2 e^{xt}}{t^3} - \frac{2tx e^{xt} + 2e^{xt}}{t^3} \right] \right]_0^2 \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\frac{t^2 (2)^2 e^{2t} - 2t(2) e^{2t} + 2e^{2t}}{t^3} - \left(\frac{t^2 (0)^2 e^{0t} - 2t(0) e^{0t} + 2e^{0t}}{t^3} \right) \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\frac{4t^2 e^{2t} - 4t e^{2t} + 2e^{2t} - 2}{t^3} \right] \\ &= \frac{3}{8} \left[\frac{e^{2t} (2t^2 - 2t + 1) - 1}{t^3} \right] . \end{aligned}$$

1.4. Problema 6, página 402

Let X be a continuous random variable whose characteristic function $k-X(\tau)$ is:

$$k_X(\tau) = e^{-|\tau|} - \infty < \tau < \infty. \tag{9}$$

Show directly that the density f_X of X is

$$f_X(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}. (10)$$

Solución

Se tiene que la función de densidad $f_X(x)$ es:

$$\begin{split} f_X(x) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ix\tau} k_X(\tau) \, d\tau \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ix\tau} e^{-|\tau|} \, d\tau \longrightarrow (\text{ecuación 9}) \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{-ix\tau} e^{-(-\tau)} \, d\tau + \int_{0}^{\infty} e^{-ix\tau} e^{-\tau} \, d\tau \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{-ix\tau + \tau} \, d\tau + \int_{0}^{\infty} e^{-ix\tau - \tau} \, d\tau \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{\tau(1-ix)} \, d\tau + \int_{0}^{\infty} e^{-\tau(ix+1)} \, d\tau \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\left[\frac{e^{\tau(1-ix)}}{(1-ix)} \right]_{-\infty}^{0} + \left[-\frac{e^{-\tau(ix+1)}}{(ix+1)} \right]_{0}^{\infty} \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\left[\frac{e^{0(1-ix)}}{(1-ix)} - \frac{e^{-\infty(1-ix)}}{(1-ix)} \right] - \left[\frac{e^{-\infty(ix+1)}}{(ix+1)} - \frac{e^{-0(ix+1)}}{(ix+1)} \right] \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\frac{1}{(1-ix)} + \frac{1}{(ix+1)} \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\frac{ix+1+1-ix}{(ix+1-(ix)^2-ix)} \right] \\ &= \frac{1}{2\pi} \left[\frac{2}{(1-(ix)^2)} \right] \\ &= \frac{1}{\pi} \left[\frac{1}{(1-(-x^2))} \right] \longrightarrow (i=\sqrt{-1}, \text{ (teorema 10.4)}) \\ &= \frac{1}{\pi(1+x^2)} \longrightarrow \text{ (ecuación 10)}. \end{split}$$

1.5. Problema 10, página 403

Let X_1, X_2, \ldots, X_n , be an independent trials process with density

$$f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|} - \infty < x < \infty.$$

a) Find the mean and variance of f(x)

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{2} e^{-|x|} dx \longrightarrow (\text{ecuación 2})$$

$$= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} x e^{-(-x)} dx + \int_{0}^{\infty} x e^{-(x)} dx \right]$$

$$= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} x e^{(x)} dx + \int_{0}^{\infty} x e^{-(x)} dx \right]$$

$$= \frac{1}{2} [-1 + 1]$$

$$= 0.$$

Ahora, para calcular la varianza, se necesita el valor de $E(X^2)$, entonces:

$$\begin{split} \mu &= E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \frac{1}{2} e^{-|x|} \, dx \longrightarrow (\text{ecuaci\'on } 2) \\ &= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} x^2 e^{-(-x)} \, dx + \int_{0}^{\infty} x^2 e^{-(x)} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} x^2 e^{(x)} \, dx + \int_{0}^{\infty} x^2 e^{-(x)} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[2 + 2 \right] \\ &= 2. \end{split}$$

Por lo tanto, para calcular la varianza se utiliza la ecuación 3:

$$V(X) = 2 - (0)^2$$

= 2 - 0
= 2.

b) Find the moment generating function for X_1 , S_n , A_n , and S_n^*

$$\begin{split} g(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{xt} \left[\frac{e^{-|x|}}{2} \right] \, dx \longrightarrow (\text{ecuación 1}) \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{xt} e^{-|x|} \, dx \\ &= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{xt} e^{-(-x)} \, dx + \int_{0}^{\infty} e^{xt} e^{-(x)} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{xt+x} \, dx + \int_{0}^{\infty} e^{xt-x} \, dx \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\int_{-\infty}^{0} e^{x(t+1)} + \int_{0}^{\infty} e^{-x(-t+1)} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\left[\frac{e^{x(t+1)}}{(t+1)} \right]_{-\infty}^{0} + \left[-\frac{e^{-x(1-t)}}{(1-t)} \right]_{0}^{\infty} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\left[\frac{e^{0(t+1)}}{(t+1)} - \frac{e^{-\infty(t+1)}}{t+1} \right] - \left[\frac{e^{-\infty(1-t)}}{(1-t)} - \frac{e^{-0(1-t)}}{(1-t)} \right] \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{(t+1)} + \frac{1}{(1-t)} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{(t-t^2+1-t)} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{2}{(1-t^2)} \right] \\ &= \frac{1}{(1-t^2)}. \end{split}$$

$$S_n = (g(t))^n$$

$$= \left(\frac{1}{(1-t^2)}\right)^n$$

$$= \frac{1}{(1-t^2)^n}.$$

$$\begin{split} S_n^* &= \left(g\!\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)\right)^n \\ &= \left(\frac{1}{\left(1-\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)^2\right)}\right)^n \\ &= \frac{1}{\left(1-\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)^2\right)^n}. \end{split}$$

c) What can you say about the moment generating function of S_n^* as $n \longrightarrow \infty$?

$$\lim_{n\to\infty}\frac{1}{\left(1-\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)^2\right)^n}$$

Por lo tanto, la función generadora de $S_n^\ast=1.$

Referencias

- [1] Bolaños Z., Johanna. Repositorio en GitHub de la clase de modelos probabilistas aplicados. Recursos libre, disponible en github.com/JohannaBZ/Probabilidad/tree/master/Tarea11, 2020.
- [2] Grinstead, Charles M., Snell, J. Laurie. *Introduction to Probability*. American Mathematical Society, 2006.